

# **PENGARUH KRISIS MONETER TERHADAP TINGKAT BUNGA NOMINAL (Aplikasi Model Edward & Khan di Indonesia Tahun 1988.IV - 1999.III)**

## **THE IMPACT OF MONETARY CRISIS ON NOMINAL INTEREST RATE (*The application of EDWARD & KHAN Model in Indonesian 1988.IV ~ 1999.III*)**

**Lavlimatria Esya<sup>1</sup> dan Dr. Sri Adiningsih, MSc<sup>2</sup>**

*Ilmu Ekonomi Studi Pembangunan  
Program Pascasarjana Universitas Gadjah Mada*

### **ABSTRACT**

This study aimed to investigate the impact of monetary crisis and other factors, such as foreign economic factor (expected depreciation of exchange rate, Rp/US\$ and foreign interest rate), domestic economic factors (Real Gross Domestic Product, Lag of Money Supply and Expected Inflation Rate) and non economic factor, namely the floating exchange rate policy.

This research used quarterly time series data from 1988.IV - 1999.III, consists of 44 observations taken from several publication. In analyzing those data, it employed Error Correction Model.

The findings show that in the short run the monetary crisis has a significant effect on nominal interest rate but not in the long run. The foreign economic factors have significant impact on nominal interest rate. For the domestic economic factors, the real GDP has significant effect in the short run while in the long run only expected inflation is significant. For the non economic factor, the effect of floating exchange rate is significant only in the short run. The coefficient of t-test of Error Correction Term is significant. This is indicated that the ECM is valid.

**Key word:** *Error Correction Model -- Forward Looking Buffer Stock Model -- Nominal Interest Rate -- Monetary Crisis.*

## **PENGANTAR**

Pertengahan tahun 1997 Indonesia mengalami krisis ekonomi yang disebabkan oleh dua faktor yaitu eksternal dan internal. Dari segi eksternal, krisis diawali semenjak adanya krisis mata uang di kawasan

<sup>1</sup> Fakultas Ekonomi Universitas Trisakti, Jakarta

<sup>2</sup> Fakultas Ekonomi Universitas Gadjah Mada, Yogyakarta

Asia, diantaranya jatuhnya nilai mata uang Baht Thailand sebesar 21% pada bulan Juli 1997, yang kemudian diikuti melemahnya nilai mata uang Won, Rupiah, dan Ringgit. Ini terjadi karena adanya efek menular (*contagion effect*) di pasar mata uang di kawasan Asia (Djiwandono, 1998:3). Sedangkan faktor internal seperti *overheating* perekonomian, tidak di-*hedging*-nya hutang swasta, lemahnya sistem pengawasan dan pengaturan perbankan, hilangnya kepercayaan masyarakat kepada pemerintah (Soesastro dan Basri, 1998: 6)

Hal ini dapat dilihat dari perkembangan nilai Rp /Dollar AS, pada triwulan 2 tahun 1998 nilai rupiah sebesar Rp 19.839,3 dibandingkan dengan triwulan 2 tahun 1997 hanya sebesar Rp 3.400,9. Berarti terjadi penurunan nilai Rupiah terhadap US Dollar sebesar 483,4%. Apabila dibandingkan dengan negara-negara tetangga lainnya, maka penurunan nilai rupiah merupakan penurunan yang terbesar. Misalkan, nilai mata uang Ringgit Malaysia pada triwulan 2 tahun 1998 sebesar 5,5512 dan triwulan 2 tahun 1997 sebesar 3,5048 hanya penurunannya sebesar 58,4% (lihat tabel 1). Dan semenjak Agustus 1998 Rupiah mulai terlihat menguat, bahkan dari Oktober 1998 sampai Agustus 1999 relatif stabil. Kestabilan nilai Rupiah ini disamping dipengaruhi faktor situasi dalam negeri, juga mendapat imbasan positif dari faktor eksternal.

Tabel 1. Perkembangan Nilai Mata Uang Beberapa Negara Asia Tahun 1996.I - 1999.II

Periode	Rupiah	Ringgit	\$ Singapura	Baht
1996.1	4.414,8	3,7068	2,0574	36,866
1996.2	3.380,3	3,6069	2,0574	36,603
1996.3	3.368,1	3,6107	2,0266	36,589
1996.4	3.426,7	3,6366	2,0129	36,826
1997.1	3.354,9	3,4381	2,0042	36,018
1997.2	3.400,9	3,5048	1,9850	35,800
1997.3	4.471,1	4,3598	2,0881	149,867
1997.4	6.270,0	5,2511	2,2607	63,748
1998.1	11.121,3	4,8733	2,1454	51,838
1998.2	19.839,3	5,5512	2,2727	56,341
1998.3	14.673,1	5,2110	2,3107	53,904
1998.4	11.299,4	5,3505	2,3380	51,662
1999.1	11.729,8	5,1598	2,3521	51,115
1999.2	8.985,1	5,0763	2,2727	49,290

Sumber: IMF, *International Financial Statistics*, berbagai edisi.

Dalam kondisi inflasi yang tinggi dan nilai rupiah yang turun, salah satu instrument yang dapat mencegah larinya modal ke luar negeri adalah menaikkan suku bunga. Kenaikan suku bunga dilakukan BI sejak dilepasnya sistem devisa yang semula mengambang terkendali menjadi mengambang secara bebas (*free float*) mulai 14 Agustus 1997, dampaknya nilai Rupiah semakin tidak terkendali. Untuk mengatasi ini, BI terus melakukan kebijakan moneter ketat, yaitu menaikkan suku bunga SBI. Perkembangan suku bunga sebelum krisis yaitu 16,66% pada triwulan 1/1997, meningkat menjadi 52,32% pada triwulan 4/1998), berarti terjadi peningkatan suku bunga sebesar 214%. Jika dibandingkan dengan negara-negara tetangga lainnya, tingkat bunga Indonesia jauh lebih tinggi. Suku bunga Thailand dan Malaysia pada periode yang sama masing-masing naik hanya sebesar 24%, dan 12,21% (lihat tabel 2).

Tabel 2. Perkembangan Suku Bunga Beberapa Negara Asia Tahun 1996.I - 1999.II (Dalam %)

Periode	Indonesia	Malaysia	Singapura	Thailand
1996.1	17,24	6,82	3,41	11,33
1996.2	17,37	7,10	3,41	10,33
1996.3	17,29	7,17	3,41	10,00
1996.4	17,13	7,22	3,41	9,67
1997.1	16,66	7,23	3,41	9,75
1997.2	16,08	7,33	3,41	9,33
1997.3	21,26	7,65	3,41	11,50
1997.4	26,05	8,90	3,66	11,50
1998.1	24,71	11,16	5,18	12,00
1998.2	34,33	12,21	5,20	12,17
1998.3	44,91	10,89	5,07	11,58
1998.4	52,32	8,19	2,97	6,83
1999.1	39,52	8,04	1,69	5,42
1999.2	30,89	7,37	1,68	4,92

Sumber: IMF, *International Financial Statistics*, berbagai edisi.

Kenaikan suku bunga Indonesia selain disebabkan oleh melemahnya rupiah juga banyak faktor lainnya. Tingkat bunga merupakan harga dari penggunaan uang, tentunya diharapkan rendah oleh pengusaha, sedangkan bagi pemilik dana, suku bunga yang tinggi tentunya lebih diinginkan (Adiningsih, 1996).

Dalam menentukan tingkat bunga, Edward dan Khan tahun 1985 di Singapura dan Colombia meneliti tentang penentuan tingkat bunga nominal. Ada 2 faktor yang mempengaruhi tingkat bunga nominal yaitu faktor eksternal (ekspektasi depresiasi nilai tukar di tambah dengan tingkat bunga luar negeri), dan faktor internalnya adalah "lag" dari jumlah uang beredar dalam arti luas, pendapatan nasional serta ekspektasi inflasi.

Adapun tujuan penelitian adalah untuk melihat pengaruh krisis moneter dan faktor-faktor lainnya baik yang ekonomi maupun non ekonomi dalam mempengaruhi tingkat bunga nominal di Indonesia.

## Tinjauan Pustaka

### Teori Klasik: Loanable Funds

Menurut Teori Klasik, tingkat bunga adalah harga dari penggunaan dana investasi (*Loanable Funds*). Tingkat bunga salah satu indikator dalam memutuskan apakah seseorang akan melakukan investasi atau menabung (Howells & Bain, 1998:46).

### Teori Keynes : *Liquidity Preference Theory*

*The liquidity preference theory of interest rate*, dikemukakan oleh J.M. Keynes tahun 1936, dalam bukunya "*The General Theory of Employment, Interest and Money*", bahwa kemampuan orang untuk menabung tergantung pada pendapatannya. *Liquidity preference* adalah permintaan uang untuk tujuan spekulasi

### Sintesa Klasik dan Keynesian : IS - LM

Menurut sintesa Klasik tingkat bunga timbul karena uang adalah produktif dan uang sebagai dana investasi. Sedangkan sintesa Keynes, uang bisa produktif dengan cara lain, yaitu dengan berspekulasi di pasar-pasar surat berharga. Tingkat bunga keseimbangan adalah apabila tingkat bunga di pasar dana investasi sama dengan di pasar uang yang dikenal dengan Sintesa Hicks (Boediono, 1990).

### Fisher Effect

Menetapkan bahwa tingkat bunga nominal  $i$  sama dengan dengan tingkat bunga riil  $r$  ditambah dengan inflasi yang diharapkan  $\pi^e$  (Mishkin, 1995, hal 90).

$$i = i_r + \pi^e \quad \dots\dots\dots(2.1)$$

dimana:  $i$  = tingkat bunga nominal  
 $i_r$  = tingkat bunga riil  
 $\pi^e$  = inflasi yang diharapkan

Atau tingkat bunga riil sama dengan tingkat bunga nominal dikurangi inflasi:

$$i_t = i - \pi^e \quad \dots\dots\dots(2.2)$$

### Tingkat Bunga Dalam Perekonomian Tertutup

Tingkat bunga ditentukan oleh kondisi pasar uang nasionalnya sendiri, persamaannya:

$$i_t = r_t + \pi_e \quad \dots\dots\dots(2.3)$$

dan tingkat bunga riil adalah

$$r_t = \rho - \lambda \text{ EMS} + \omega_t \quad \dots\dots\dots(2.4)$$

dimana:  $\rho$  = konstanta, yang menunjukkan keseimbangan tingkat bunga riil jangka panjang

EMS = ketidakseimbangan moneter (*Excess supply of money*)

$\lambda$  = parameter

$\omega_t$  = kesalahan pengganggu

$\pi_e$  = inflasi yang diharapkan (*expected inflation*)

Persamaan (2.4) menunjukkan tingkat bunga riil menyimpang dari keseimbangan jangka panjang, jika ada ketidakseimbangan moneter (ada *excess demand* atau *excess supply of money*), hubungan ini dikatakan "*Liquidity effect*". Bagaimanapun dalam jangka panjang *money market* akan seimbang, tapi dalam jangka pendek, jika terjadi kelebihan EMS, maka tingkat bunga riil ( $r_t$ ) akan lebih rendah dari nilai keseimbangan jangka panjangnya. Dengan mensubstitusikan persamaan (2.3) ke persamaan (2.4), maka diperoleh persamaan (2.5) sebagai berikut:

$$i_t = \rho - \lambda \text{ EMS}_t + \pi_e + \omega_t \quad \dots\dots\dots(2.5)$$

Sedangkan *Excess Supply of Money* (EMS) didefinisikan:

$$\text{EMS}_t = \log m_t - \log m^d_t \quad \dots\dots\dots(2.6)$$

dimana:  $m_t$  = stok saldo uang riil yang sesungguhnya (*actual stock*)

$m^d_t$  = stok keseimbangan yang diinginkan dari *real money balance*.

*Demand for money* merupakan fungsi dari *opportunity cost* dari kedua variabel tersebut dengan satu skala variabel (*real income*). Keseimbangan *demand for money* adalah:

$$\log m^d_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 (\rho + \pi_e) - \alpha_3 \pi_e \quad \dots\dots\dots(2.7)$$

Kemudian model bisa ditulis dengan mengasumsikan *stock of real money balances* menyesuaikan berdasarkan:

$$\Delta \log m_t = \beta [\log m_t^d - \log m_{t-1}] \quad \dots\dots\dots(2.8)$$

$\Delta$  dimana : = *first difference operator*

$\beta$  = koefisien penyesuaian, dimana  $0 \leq \beta \leq 1$

Persamaan 2.8 dapat disederhanakan:

$$\log m_t = \beta \log m_t^d + (1 - \beta) \log m_{t-1} \quad \dots\dots\dots(2.9)$$

dengan menggabungkan persamaan 2.6 dan 2.9 diperoleh:

$$\text{EMS}_t = (1 - \beta) [\log m_{t-1} - \log m_t^d] \quad \dots\dots\dots(2.10)$$

Menggunakan persamaan (2.3), (2.7) dan (2.10) dapat diturunkan (*reduce form equation*) untuk tingkat bunga nominal sebagai berikut:

$$i_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log y_t + \gamma_2 \log m_{t-1} + \gamma_3 \pi e_t + \omega_t \quad \dots\dots\dots(2.11)$$

dimana:  $\gamma_0 = \rho + \lambda (1 - \beta) (\alpha_0 - \alpha_2 r)$

$$\gamma_1 = \lambda (1 - \beta) \alpha_1$$

$$\gamma_2 = -\lambda (1 - \beta)$$

$$\gamma_3 = [1 - \lambda (1 - \beta) (\alpha_2 + \alpha_3)]$$

Diharapkan parameter  $\gamma_1 > 0$  dan  $\gamma_2 < 0$ ,  $\gamma_3$  bisa positif atau negatif tergantung pada  $\lambda (1 - \beta) (\alpha_2 + \alpha_3)$  apakah lebih besar atau lebih kecil dari satu.

### Tingkat Bunga dalam Perekonomian Terbuka

Tingkat bunga nominal disebut dengan *uncovered interest rate* atau diformulasi sebagai berikut (Edward & Khan, 1985: 384 - 386):

$$i_t = i_t^* + e_t \quad \dots\dots\dots(2.12)$$

dimana:  $i_t^*$  = Tingkat bunga dunia

$e_t$  = Tingkat perubahan kurs yang diharapkan

$i_t$  = Tingkat bunga dalam negeri

### Tingkat Bunga dalam Perekonomian Setengah Terbuka

Penentuan tingkat bunga tidak hanya dipengaruhi faktor dalam negeri juga dipengaruhi faktor luar negeri, yaitu: (Edward & Khan 1985: 386 - 389):

$$i_t = \psi (i_t^* + e_t) + (1 - \psi) (r_t + \pi e_t) \quad \dots\dots\dots(2.13)$$

dimana  $\psi$  adalah indeks yang mengukur derajat keterbukaan sektor finansial. Apabila  $\psi = 1$  maka perekonomian sepenuhnya terbuka, kalau  $\psi = 0$  maka perekonomian sepenuhnya tertutup dari jika  $\psi = 0-1$  maka perekonomian semi terbuka.

Dengan menganggap bahwa EMS yang ditunjukkan persamaan (2.4) dan permintaan uang riil (2.7) maka diperoleh persamaan berikut ini:

$$i_t = \delta_0 + \delta_1 (i_t^* + e_t) + \delta_2 \log Y_t + \delta_3 \log m_{t-1} + \delta_4 \pi e_t + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

Studi empiris yang sudah dilakukan sebelumnya adalah Edward & Khan (1985) di Singapura dan Colombia meneliti tentang penentu tingkat bunga nominal. Model yang digunakan *single equation*. Hasilnya untuk Singapura, pengaruh tingkat bunga luar negeri besar, begitu juga nilai tukar namun faktor inflasi tidak begitu berpengaruh. Sebaliknya Colombia variabel dalam negerinya lebih dominan mempengaruhi tingkat bunga.

Model Edward & Khan ini juga diterapkan untuk Indonesia dan Filipina, oleh Wardhono (1998). Alat analisisnya adalah *backward looking model* dan *forward looking model*. Dari hasil *backward looking model* bahwa tingkat bunga nominal dipengaruhi faktor luar negeri, sedangkan untuk jangka panjang faktor luar negeri dan inflasi yang diharapkan yang berpengaruh terhadap tingkat bunga nominal di Indonesia. Sementara untuk Filipina, dalam jangka pendek yang berpengaruh terhadap tingkat bunga nominal adalah faktor luar negeri dan inflasi yang diharapkan. Untuk jangka panjang semua variabel baik dalam negeri maupun luar negeri berpengaruh terhadap tingkat bunga nominal.

## METODELOGI PENELITIAN

Data yang digunakan data sekunder runtun waktu kuartalan mulai dari tahun 1988.IV sampai 1999.III atau 44 pengamatan. Model yang digunakan mengacu pada model Edward dan Khan (1985) yang diterapkan pada negara Singapura dan Colombia yaitu :

$$i_t = f (i_t^* + e_t), Y_t, M2_{t-1}, \text{Einf}_t \quad (1.1)$$

Agar sejalan dengan tujuan penelitian ini, maka selain semua variabel yang digunakan oleh Edward dan Khan, digunakan juga variabel tambahan yang disesuaikan dengan kondisi Indonesia. Pengaruh krisis moneter akhir-akhir ini dimasukkan dalam model. Selain itu kebijakan kurs bebas yang diambil pada saat terjadinya krisis juga menjadi salah satu variabel dalam model. Untuk itu ada 2 dummy variabel yaitu krisis moneter sebagai variabel dummy 1 dan kebijakan kurs bebas sebagai variabel dummy 2. Adapun spesifikasi model baru adalah sebagai berikut:

$$i_t = f (EF_t Y_t, M2_t, \text{Einf}_t, D1_t, D2_t) \quad (1.2)$$

EF adalah penjumlahan ekspektasi depresiasi nilai tukar Rupiah dengan tingkat bunga luar negeri. Persamaan (1.2) dirubah ke dalam bentuk

persamaan semi log, sehingga:

$$i_t = a_0 + b_1 EF_t + b_2 \log Y_t + b_3 \log M2 + b_4 Einf_t + b_5 D1_t + b_6 D2_t + e_t \quad (1.3)$$

dimana:  $i_t$  = tingkat bunga nominal  
 $if_t$  = Tingkat bunga luar negeri  
 $e_t$  = ekspektasi depresiasi nilai tukar rupiah  
 $EF_t$  = faktor luar negeri (penjumlahan tingkat bunga LIBOR dengan ekspektasi depresiasi nilai tukar)  
 $Einf_t$  = Ekspektasi inflasi  
 $Y_t$  = produk domestik bruto riil (GDP riil)  
 $M2$  = lag jumlah uang beredar dalam arti luas.  
 $D1_t$  = Krisis Moneter  
 $D2_t$  = Kebijakan Kurs Bebas.

Untuk menjawab pertanyaan empiris di atas, dikembangkan model dinamis *backward looking* yaitu Model Koreksi Kesalahan. Model koreksi kesalahan diturunkan dari persamaan fungsi biaya kuadrat tunggal. Alasannya digunakan model model koreksi kesalahan adalah karena kemampuan yang dimilikinya dalam meliputi lebih banyak variabel untuk menganalisis fenomena ekonomi jangka pendek dan jangka panjang serta mengkaji konsisten tidaknya model empirik dengan teori ekonomika, maupun dalam usaha mencari pemecahan terhadap persoalan variabel runtun waktu yang tidak stasioner dan regresi lancung atau korelasi lancung (Gujarati, 1995:387, 724-725, Thomas, 1997: 377-378, Insukindro,1999: 2).

Penurunan model koreksi kesalahan dapat diturunkan dari fungsi biaya kuadrat tunggal, yang dikembangkan oleh Domowitz dan Elbadawi (1987). Model koreksi kesalahan ini diperlukan guna tercapainya keseimbangan (*goal equilibrium*), dengan cara meminimumkan biaya ketidakseimbangan (*disequilibrium cost*) dan biaya penyesuaian (*adjustment cost*) (Insukindro,1999:2), model yang digunakan adalah:

$$Di_t = \lambda_0 + \lambda_1 DEF_t + \lambda_2 D\log Y_t + \lambda_3 D\log M2_t + \lambda_4 DEinf_t + \lambda_5 DD1_t + \lambda_6 DD2_t + \lambda_7 Eft_{t-1} - \lambda_8 \log Y_{t-1} - \lambda_9 \log M2_{t-1} - \lambda_{10} Einf_{t-1} - \lambda_{11} D1_{t-1} - \lambda_{12} D2_{t-1} + \lambda_{13} (i_{t-1} - Eft_{t-1} - \log Y_{t-1} - \log M2_{t-1} - Einf_{t-1} - D1_{t-1} - D2_{t-1}) \quad (3.1)$$

dimana:  $\lambda_0 = -\delta_{13} \beta_0$   $\lambda_7 = -\delta_{13} (1-\beta_1)$   
 $\lambda_1 = \delta_1$   $\lambda_8 = -\delta_{13} (1-\beta_2)$   
 $\lambda_2 = \delta_2$   $\lambda_9 = -\delta_{13} (1-\beta_3)$   
 $\lambda_3 = \delta_3$   $\lambda_{10} = -\delta_{13} (1-\beta_4)$   
 $\lambda_4 = \delta_4$   $\lambda_{11} = -\delta_{13} (1-\beta_5)$



$$\lambda_5 = \delta_5$$

$$\lambda_6 = \delta_6$$

$$\lambda_{12} = -\delta_{13}(1-\beta_6)$$

$$\lambda_{13} = -\delta_{13}$$

Dalam studi ini juga digunakan uji stabilitas merupakan salah satu bentuk uji serumpun (*nested test*) yang bermanfaat untuk menguji stabilitas parameter dari model yang ditaksir. Pengujian diperlukan karena adanya sumber-sumber ketidakstabilan seperti kebijakan pemerintah, perubahan teknologi, gejala perekonomian dunia, perubahan sistim politik dan lain-lain. Uji stabilitas ini merupakan uji yang disarankan oleh Chow yang lebih dikenal dengan *Chow Test*.

## HASIL EMPIRIS

### Estimasi OLS Klasik

Estimasi OLS Klasik dilakukan sebelum melakukan estimasi model koreksi kesalahan, hal ini dapat dilihat pada tabel 4.1. Berdasarkan uji asumsi klasik terlihat bahwa model ini tidak lolos untuk uji otokorelasi, Heteroskedastisitas dan uji normalitas. Hal ini mengindikasikan estimator yang diperoleh tidak memenuhi kriteria BLUE (Best Linear Unbiased Estimator).

Tabel 3. Hasil Estimasi OLS Klasik

$i_t = 35,273 + 0,296 EF_t - 15,151 LY_t + 12,069 LM2_t + 0,440 Einf_t$				
(1,391)	(0,542)	(-4,610)	(3,481)	(2,527)
$+ 8,375 D1_t - 3,206 D2_t$				
(1,527)	(0,543)			
$R^2 = 0,739$				
$DW \text{ statistik} = 1,064$				
$F \text{ statistik} = 17,423$				
<b>Uji Diagnosis</b>				
Otokorelasi	= 11,056			
Heteroskedastisitas	= 3,599			
Linearitas	= 6,432			
Normalitas	= 35,865			

Untuk mengatasi kelemahan dalam uji linear klasik, maka digunakan uji model dinamis, salah satunya adalah bentuk model koreksi kesalahan (ECM).

### Pendekatan Kointegrasi dan Model Koreksi Kesalahan

Sebelum melakukan estimasi kointegrasi, terlebih dahulu dipastikan datanya sudah stasioner. Untuk itu dilakukan uji akar-akar unit dan uji derajat integrasi. Apabila uji akar-akar unit data belum stasioner maka dilanjutkan dengan uji derajat integrasi, sehingga diperoleh data/variabel yang stasioner.

#### Uji Akar-Akar Unit

Hasil uji akar-akar unit terdapat pada tabel 4.1 di bawah ini:

Tabel 4. Uji Akar-Akar Unit

Variabel	Nilai DF	Nilai ADF
$i_t$	-2,602	-1,754
$EF_t$	-1,754	-1,507
$LY_t$	-1,947	-1,109
$LM2_t$	-0,172	-2,150
$Einf_t$	-2,484	-2,459
$D1_t$	-0,449	-1,602
$D2_t$	-0,410	-1,497

Keterangan: a. Signifikan/Nilai kritis Mc Kinnon 1%  
 b. Signifikan/Nilai kritis Mc Kinnon 5%  
 c. Signifikan/Nilai kritis Mc Kinnon 10%

Dari tabel 4 hasil estimasi menunjukkan bahwa variabel yang diamati nilai absolut DF dan ADF hitung tidak stasioner baik pada derajat keyakinan 1%, 5% maupun 10%. Oleh karena itu perlu dilakukan uji lebih lanjut yaitu uji derajat integrasi untuk mengetahui pada derajat berapa data akan stasioner.

#### Uji Derajat Integrasi

Berdasarkan hasil yang disajikan pada tabel 4.3 di bawah diketahui bahwa semua nilai DF dan ADF hitung variabel-variabel pengamatan lebih besar dari nilai DF dan ADF tabel pada derajat integrasi 1 persen dan 5 persen. Berarti semua variabel pengamatan sudah stasioner pada derajat pertama  $I(1)$ .

Tabel 5. Uji Derajat Integrasi

Variabel	Nilai DF	Nilai ADF
$i_t$	-3,016 <sup>b</sup>	-3,913 <sup>b</sup>
$EF_t$	-4,034 <sup>a</sup>	-4,350 <sup>a</sup>
$LY_t$	-3,652 <sup>a</sup>	-3,691 <sup>a</sup>
$LM2_t$	-4,622 <sup>a</sup>	-4,546 <sup>a</sup>
$Einf_t$	-3,929 <sup>a</sup>	-3,910 <sup>b</sup>
$D1_t$	-4,527 <sup>a</sup>	-4,655 <sup>a</sup>
$D2_t$	-4,527 <sup>a</sup>	-4,702 <sup>a</sup>

Keterangan : a. Signifikan/Nilai kritis Mc Kinnon 1%  
 b. Signifikan/Nilai kritis Mc Kinnon 5%  
 c. Signifikan/Nilai kritis Mc Kinnon 10%

Untuk lanjut kepada uji kointegrasi prasyaratnya sudah terpenuhi, namun residual regresi tidak stasioner, sehingga tidak bisa dilakukan uji kointegrasi Engle dan Granger. Sedangkan menurut pandangan Wickens dan Breusch (1988) bahwa stasioner tidaknya suatu data tidak menjadi persoalan.

### Hasil estimasi Model Koreksi Kesalahan

Hasil estimasi model koreksi kesalahan dapat dilihat dari tabel 6.

Tabel 6. Hasil Estimasi Model Koreksi Kesalahan

$$\begin{aligned}
 \text{Dit} = & 1,238 - 1,056 \text{DEF}_t - 6,049 \text{DLY}_t - 5,121 \text{DLM2}_t + 0,141 \text{Deinf}_t \\
 & (1,747) \quad (-1,406) \quad (-1,970) \quad (-0,578) \quad (1,059) \\
 & + 11,863 \text{DD1}_t - 5,221 \text{DD2}_t + 0,071 \text{BEF}_t + 4,480 \text{BLY}_t - 16,965 \text{BLM2}_t \\
 & (6,317) \quad (-1,459) \quad (0,084) \quad (-1,229) \quad (-1,814) \\
 & + 0,628 \text{Beinf}_t - 2,317 \text{BD1}_t - 1,743 \text{BD2}_t - 0,359 \text{ECT} \\
 & (2,742) \quad (-0,477) \quad (-0,499) \quad (-2,770) \\
 R^2 & = 0,927 \\
 \text{DW statistik} & = 2,235 \\
 \text{F statistik} & = 26,612
 \end{aligned}$$

Dari tabel 6 diketahui bahwa hasil estimasi model koreksi kesalahan

menunjukkan bahwa nilai  $t$  statistik koefisien *Error Correction Term* (ECT) signifikan dengan derajat kepercayaan 5%, yaitu 0,359. Ini mengindikasikan bahwa spesifikasi model pengaruh krisis moneter terhadap tingkat bunga nominal di Indonesia dapat dibenarkan atau sudah layak.

Koefisien determinasi atau  $R^2$  menunjukkan angka yang cukup tinggi, hal ini dapat diinterpretasikan sebagai tingkat keeratan hubungan secara serentak antara variabel tingkat bunga nominal dengan variabel bebas dalam estimasi model koreksi kesalahan.

Pada model koreksi kesalahan, hasil estimasinya menunjukkan bahwa model tersebut lolos dari berbagai uji diagnosis yaitu uji otokorelasi, uji linearitas, uji heteroskedastisitas kecuali uji normalitas, dimana test menunjukkan hasil yang signifikan secara statistik pada derajat signifikansi 5%. Berdasarkan uji diagnosis dapat disimpulkan, bahwa model koreksi kesalahan telah memenuhi anggapan dasar regresi linear klasik yaitu menghasilkan estimator yang BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*).

Pada tabel 6 dapat dianalisis perilaku model dalam jangka pendek dan dari tabel 7 dapat dianalisis perilaku model dalam jangka panjang. Terlihat dalam perilaku jangka pendek variabel faktor luar negeri (Eft) mampu menjelaskan variasi tingkat bunga pada derajat kepercayaan statistik 10%, dan mempunyai tanda negatif yaitu besarnya koefisien adalah 1,056. Ini menunjukkan bahwa dengan naiknya variabel faktor luar negeri (perjumlahan tingkat bunga Libor dan ekspektasi depresiasi nilai tukar rupiah) sebesar 1% akan menurunkan tingkat bunga nominal sebesar 1,055%. Kondisi ini berbalikan dengan perilaku jangka panjang yang ternyata variabel faktor luar negeri mempunyai hubungan positif terhadap tingkat bunga nominal di Indonesia yaitu besarnya koefisien sebesar 0,802, dan signifikan pada derajat kepercayaan 5%. Kondisi ini menunjukkan bahwa apabila faktor luar negeri mengalami kenaikan sebesar satu satuan akan direspon dengan kenaikan tingkat bunga nominal Indonesia sebesar 0,802 satuan. Jadi dalam jangka panjang keterkaitan tingkat bunga nominal sangat dipengaruhi oleh fluktuasi tingkat bunga luar negeri dan dikoreksi dengan depresiasi nilai tukar rupiah.

Variabel pendapatan dalam jangka pendek signifikan pada derajat kepercayaan 5% dimana besarnya koefisien 6,04. Hasil studi selaras dengan teori, yaitu hubungan antara pendapatan dengan bunga nominal adalah negatif, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek. Namun dalam jangka panjang pengaruh pendapatan tidak signifikan,

karena dalam jangka panjang pendapatan tidak mempengaruhi tingkat bunga nominal. Variabel jumlah uang beredar masa lalu dalam jangka pendek mempunyai hubungan yang negatif dengan tingkat bunga nominal di Indonesia, hal ini sesuai dengan teori tapi tidak signifikan, namun dalam jangka panjang hubungannya positif dan secara statistik juga tidak signifikan. Berarti baik jangka pendek maupun jangka panjang jumlah uang masa lalu tidak mempunyai pengaruh terhadap tingkat bunga nominal. Hal ini disebabkan karena jumlah uang beredar tidak mempengaruhi tingkat bunga nominal deposito perbankan tetapi mempengaruhi tingkat bunga pasar uang antar bank.

Sedangkan variabel ekspektasi inflasi jangka pendek sesuai dengan teori dimana adanya hubungan positif antara inflasi yang diharapkan dengan tingkat bunga nominal, tapi dalam jangka panjang hasil empiris menunjukkan tidak selaras dengan teori. Secara statistik pengaruhnya tidak signifikan dalam jangka pendek. Ini mungkin disebabkan tidak percayanya masyarakat terhadap informasi pemerintah tentang inflasi, sehingga tidak ada respon masyarakat terhadap inflasi. Sementara dalam jangka panjang inflasi yang diharapkan berpengaruh signifikan terhadap tingkat bunga nominal pada derajat kepercayaan 5%. Besarnya koefisiennya dalam jangka panjang adalah sebesar 0,749, hal ini berarti setiap kenaikan 1% inflasi yang diharapkan, dengan asumsi variabel lainnya konstan, mengakibatkan tingkat bunga nominal naik sebesar 0,75%.

Untuk pengaruh krisis moneter terhadap tingkat bunga nominal dalam jangka pendek sangat signifikan pengaruhnya terhadap tingkat bunga nominal, dimana besarnya koefisien jangka pendek 11,863. Dan secara teori juga selaras dengan teori, dimana adanya hubungan yang positif antara krisis moneter dengan tingkat bunga nominal di Indonesia. Sementara dalam jangka panjang hubungannya positif, namun tidak signifikan pengaruhnya krisis moneter terhadap tingkat bunga nominal, karena dalam jangka panjang sudah ada penyesuaian dari variabel krisis.

Selanjutnya variabel kebijakan nilai tukar bebas hanya signifikan pada derajat kepercayaan 10% dalam jangka pendek, namun dalam jangka panjang tidak signifikan. Karena kebijakan nilai tukar bebas yang dilakukan oleh pemerintah salah satu tujuannya adalah supaya rupiah tidak lari keluar negeri, sebab pada awal krisis rupiah tidak bisa terkendali atau kondisi rupiah semakin melemah. Dan secara teori hubungannya tidak selaras dengan teori dalam jangka pendek, yaitu adanya hubungan yang negatif antara kebijakan nilai tukar bebas dengan tingkat bunga nominal. Namun dalam jangka panjang sesuai dengan yang dihipotesiskan, dimana terdapat hubungan yang positif dan sesuai dengan teori.

Tabel 7. Hasil estimasi Koefisien Regresi Jangka Panjang Model Koreksi Kesalahan

$$i_t = -3,4485 + 0,8022 EF_t - 11,4791 LY_t + 48,2563 LM2_t - 0,7493 Einf_t \\ (-0,6358) \quad (1,8374) \quad (-0,1004) \quad (0,0546) \quad (-2,7447) \\ + 7,4540 DI_t + 5,8522 D2_t \\ (0,0914) \quad (0,1610)$$

### Uji Stabilitas

Hasil empirisnya terdapat pada tabel 8.

Tabel 8. Hasil uji Stabilitas

F-Hitung (Chow Test)	Parameter
15,716	Tidak stabil

Dari tabel 8, hasil uji stabilitas ternyata F hitung lebih besar dari F tabel pada tingkat signifikansi 5% yang berarti hipotesa mengenai parameter ditolak. Hal ini berarti koefisien hasil estimasi bersifat tidak stabil sepanjang periode pengamatan. Jadi dapat disimpulkan bahwa pengaruh krisis moneter dan perubahan kebijakan nilai tukar mengakibatkan perekonomian tidak stabil selama pengamatan ini.

### KESIMPULAN DAN IMPLIKASI KEBIJAKAN

Penelitian ini bertujuan untuk meneliti secara empiris pengaruh krisis moneter, dan faktor-faktor lain (*lag* jumlah uang beredar, pendapatan, ekspektasi inflasi, pengaruh luar negeri/nilai tukar rupiah ditambah dengan tingkat bunga Libor, serta kebijakan nilai tukar bebas) terhadap tingkat bunga nominal di Indonesia. Pendekatan yang digunakan adalah pendekatan model koreksi kesalahan.

Hasil estimasi dengan pendekatan model koreksi kesalahan menunjukkan bahwa koefisien *error correction term* (ECT) signifikan secara statistik yaitu sebesar 2,77, hal ini mengindikasikan model koreksi kesalahan yang digunakan sah atau *valid*. Dari segi tanda baik jangka pendek maupun jangka panjang, variabel krisis moneter mempunyai

hubungan yang positif terhadap tingkat bunga nominal di Indonesia, hal ini sesuai dengan yang dihipotesakan atau selaras dengan teori. Namun dalam jangka pendek pengaruh krisis moneter terhadap tingkat bunga nominal di Indonesia signifikan pada derajat 5%, akan tetapi dalam jangka panjang pengaruh krisis moneter terhadap tingkat bunga nominal tidak signifikan. Sedangkan variabel kebijakan nilai tukar bebas dalam jangka pendek mempunyai hubungan yang negatif terhadap tingkat bunga nominal dan signifikan pada derajat 10%. Tapi dalam jangka panjang hubungannya positif, hal ini sesuai dengan hipotesa, akan tetapi tidak signifikan.

Penerapan model koreksi kesalahan secara keseluruhan mampu menjelaskan perilaku atau pengaruh krisis moneter dan faktor-faktor lainnya terhadap tingkat bunga nominal di Indonesia. Hal ini memberikan isyarat bahwa pelaku ekonomi semakin rasional. Pengaruh krisis moneter sangat signifikan, begitu juga faktor luar negeri (nilai tukar rupiah ditambah tingkat Libor), serta kebijakan nilai tukar bebas, namun variabel *lag* jumlah uang beredar dan inflasi tidak signifikan pengaruhnya terhadap tingkat bunga nominal. Untuk itu dalam hal ini perlunya para pengambil kebijakan khususnya untuk menentukan tingkat bunga nominal mempertimbangkan ekspektasi dan kepercayaan masyarakat sehingga kebijakan yang dikeluarkan dapat meredakan krisis moneter, dan tidak mengakibatkan tingkat bunga nominal semakin bergejolak.

## DAFTAR PUSTAKA

- Adiningsih, Sri, (1996), "Tingkat Bunga Riil, Inflasi dan Kebijakan Moneter Indonesia Tahun 1989-1995", *Working Paper*, UGM.
- Adji, Arti, (1994), "Pendekatan Ekuitas Richardian, Studi Kasus Di Indonesia", *Skripsi S1 FE UGM*, tidak dipublikasikan.
- Bain, Howells, (1998), *The Economics of Money, Banking and Finance*, Erupoean Toet, Addison Wesley Longman, England.
- Bank Indonesia, (1999), *Laporan Kuartalan*, III/99.
- Boediono, (1990), *Ekonomi Moneter, seri sinopsis*, BPFE UGM, Yogyakarta.
- Boediono, (1992), *Ekonomi Makro*, BPFE UGM, Yogyakarta.
- Cuthbertson, K, (1988), "The Demand for  $M_1$  : A Forward Looking Buffer Stock Model", *Oxford Economic Papers*, Vol. 40, hal. 110-129.
- Edward, Sebastian and Khan, Mohsin S, (1985), "Interest Rate Determination in Developing Countries, Conceptual Framework", *IMF Staff Paper*, 32, September.
- Engle, Robert F. dan Granger, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, March,

hal. 251-279.

- Fabozzi, Frank J, and Franco Modigliani and Michael G. Ferri, (1995), *"Foundation of Financial Market and Institutions"*, Prentice Hall Inc, Englewood Cliffs.
- Gujarati, A. Damodar, (1995), *Basic Econometrics*, Third Edition, Mc Graw Hill.
- Havrilesky, T. Boorman, (1980), *Current Issues in Monetary Theory and Policy*, AHM Publishing Corporation.
- Insukindro (1990a), "Komponen Koefisien Regresi Jangka Panjang Model Ekonomi: Sebuah Studi Kasus Impor Barang di Indonesia", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, No.2, hal. 1-12
- \_\_\_\_\_, (1991), "Regresi Linier Lancung Dalam Analisis Ekonomi: Suatu Tinjauan Dengan Studi Kasus di Indonesia", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, No.1, Tahun V, hal. 1-11
- \_\_\_\_\_, (1992a), "Pembentukan Model Dalam Penelitian Ekonomi", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, No.1, Tahun VII, hal. 1-17
- \_\_\_\_\_, (1993), *Ekonomi Uang dan Bank: Teori dan Pengalaman Di Indonesia*, Edisi Pertama, BPFE, Yogyakarta.
- \_\_\_\_\_, (1996), "Pendekatan Masa Depan Dalam Penyusunan Model Ekonometrika : Forward Looking dan Pendekatan Kointegrasi", *Jurnal Ekonomi dan Industri*, PAU UGM, Edisi No.2, Maret, hal. 1-6.
- \_\_\_\_\_, (1998), "Pendekatan Stok Penyangga Permintaan Uang : Tinjauan Teoritik dan Sebuah Studi Empirik di Indonesia", *Jurnal Ekonomi dan Keuangan Indonesia*, Vol.XLVI, No.IV, hal.451-471.
- \_\_\_\_\_, (1999), "Pemilihan Model Ekonomi Empirik Dengan Pendekatan Koreksi Kesalahan", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Vol. 14, No. 1, hal. 1-8.
- Koutsoyianis D., (1997), *Theory of Econometrics*, Mc Millan Publishers Ltd, Hampshire.
- Maddala, G.S. (1992), *Introduction to Econometrics*, 2<sup>nd</sup> Edition, Macmillan, Mc, New York.
- Mishkin, Frederic S. (1995), *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, 4<sup>th</sup> Edition, Harper Collins College Publisher.
- Nopirin, (1992), *Ekonomi Moneter*, Buku I dan II, BPFE UGM, Yogyakarta.
- Prasetyantono, A Tony (1995), *Agenda Ekonomi Indonesia*, Edisi Pertama, Gramedia, Jakarta.
- Price, S and Insukindro, (1994), "The Demand Indonesian Narrow Money: Long Run Equilibrium, Error Correction Model And Forward Looking Behavior", *Journal of International Trade and Economic Development*, 3, hal. 147-163.
- Rejekiingsih, Wahyu, Tri, (1999), "Analisis Pengaruh Spread Tingkat Bunga Terhadap GDP Riil Indonesia Tahun 1988-1998", *Tesis S2 Pascasarjana UGM*, tidak dipublikasikan.
- Riyanto, Eko Y, (1991), "Analisis faktor-faktor Yang Mempengaruhi Tingkat Bunga



Nominal Di Indonesia (1983-1990)", *Skripsi S1 FE UGM*, Yogyakarta, tidak dipublikasikan.

Soesastro, Hadi dan Chatib N. Basri, (1998), "Survey and Recent Development", *Bulletin of Indonesian economic Studies*, Vol. 34, No. 31, Hal. 33-54.

Syafri, (1997), "Analisis Faktor Yang Mempengaruhi Tingkat Bunga Deposito Rupiah di Indonesia", *Penelitian FE Trisakti*, Jakarta, tidak dipublikasikan.

Tarmidi, Lepi, T.,(1999), "Krisis Moneter Indonesia, Sebab, Dampak, Peran IMF, dan Saran", *BEMP. BI*, Vol. I, No. IV.

Thomas, R.L., (1996), *"Modern Econometrics an Introduction"*, Addison Wesley.

Wardono, Aditya, (1998), " Analisis Faktor-faktor Penentu Tingkat Bunga Nominal Indonesia Dan Philipina, Pendekatan Model Bakcward and Forward Looking", *Tesis S2 Pascasarjana UGM*, Yogyakarta, tidak dipublikasikan.

Wickens, M.R. dan Breusch, TS (1988), " Dynamic Specification, The Long Run and The Estimation of Transformed Regression Models", *Economic Journal*, Vol. 98, hal. 189-205.

Wuri, Yosephine, (1999), " Analisis Penentuan Kurs Valuta Asing di Indonesia 1983.1-1997.2 Pendekatan Koreksi Kesalahan dan Stok Penyangga Masa Depan", *Tesis S2 Pascasarjana UGM*, Yogyakarta, tidak dipublikasikan.